



Munich Personal RePEc Archive

# **The Business Cycle in MENA Application of a Hodrick-Prescott Filter**

Bouoiyour, Jamal and Ibourk, Aomar

CATT Université de Pau, Université Caddi Ayyad – Marrakech

September 2005

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/46115/>  
MPRA Paper No. 46115, posted 13 Apr 2013 07:03 UTC

# **Le Cycle des affaires dans les pays MENA Une Application du Filtre Hodrick-Prescott**

Bouoiyour Jamal (CATT- Université de Pau)

Jamal.bouoiyour@univ-pau.fr

&

Ibourk Aomar(Université Caddi Ayyad – Marrakech)

Septembre 2005

Résumé : L'objet de cet article est d'analyser l'intégration monétaire à travers les corrélations des cycles des affaires entre les différents pays. Dans ce cadre, différentes méthodes d'estimation ont été utilisées sur des données des PIB réels (en Dollars base 1995) de 8 Pays du Sud de la Méditerranée (PSM) et couvrant la période de 1960-2004. Les résultats montrent que i) les corrélations croisées des cycles des affaires sont très faibles, ii) les PSM ont des cycles très différents et par conséquent, ils ne remplissent pas les critères de la théorie de ZMO. Pour affiner ces résultats, nous avons distingué deux groupes de pays ; les pays de l'UMA et ceux du Moyen-Orient. Les corrélations demeurent faibles malgré ce regroupement.

Cependant, la matrice de corrélation des cycles longs donne des résultats intéressants dans la mesure où dans la plupart des cas, les cycles longs sont bien corrélés sauf dans le cas de la Syrie et de la Turquie. Les résultats, dans leur ensemble, montrent la difficulté de mettre en œuvre une union monétaire entre les PSM.

Mots clés : Intégration Sud-Sud, Zone Monétaire Optimale, Cycle des Affaires.

## **The Business Cycle in MENA Application of a Hodrick-Prescott Filter**

**Abstract:** The purpose of this paper is to analyze monetary integration through the correlation of business cycles across countries. In this context, different estimation methods have been used in real GDP data (Dollars in base 1995) for 8 Southern Mediterranean countries of the (SMC) and covering the period 1960-2004. The results show that i) the cross-correlation of business cycles are very low, ii) SMC have very different cycles and therefore they do not fulfill the criteria of the OCA theory. To refine these results, we distinguished two groups of countries, the AMU countries and those of the Middle East. Correlations remain low despite the consolidation. However, the correlation matrix of long cycles gives interesting results since in most cases; long cycles are well correlated except in the case of Syria and Turkey. The results, taken together, show the difficulty of implementing a monetary union between PSM.

Keywords: South –South integration, Optimum currency area, business cycles.

## 1. Introduction

Les pays du Sud de la Méditerranée (PSM) entrent aujourd'hui dans une phase très délicate de leur développement. Ils se sont engagés dans un processus d'ouverture sans précédent. D'abord avec le Nord; signature d'accords d'association avec l'Union européenne et les Etats-Unis pour quelques uns tels que le Maroc ou la Jordanie. Ensuite entre eux ; l'accord d'Agadir regroupant l'Egypte, la Jordanie, le Maroc et la Tunisie, ou l'accord Maroc-Turquie, ...., . Dans le même temps, la structure de leur production et le contenu de leurs échanges extérieurs demeurent typiques de pays en développement. Ceci les fragilise sur leur propre marché. Cette ouverture nous paraît fondamentale car elle peut générer une croissance forte et durable à condition qu'elle soit bien séquencée et qu'une politique de réformes structurelles soit mise en œuvre. L'intégration Sud-Sud paraît à cet égard fondamentale. Il n'est pas utile de revenir sur ses avantages<sup>1</sup>.

Les théories traditionnelles comme celles des zones monétaires optimales (ZMO) identifient le choix du régime de change à un arbitrage entre une moindre exposition de l'économie nationale aux chocs réels et nominaux. Sans revenir sur les conditions dans lesquelles un groupe de pays peut constituer une union monétaire, largement discutées dans la littérature, il est à signaler que les PSM subissent des contraintes particulières. Leurs marchés de capitaux sont en général peu profonds et peu liquides. Cette étroitesse des marchés exacerbe les effets de la spéculation sur le taux de change et ses répercussions sur les sphères réelle et financière de l'économie. Mais, en contrepartie, une petite taille confère aux banques centrales un certain pouvoir de marché dont ne jouissent pas celles des économies développées. De plus, les économies émergentes sont souvent dans l'incapacité d'emprunter à l'étranger dans leur propre monnaie et doivent recourir à des monnaies tierces comme le dollar par exemple, doctrine du « péché originel », formulée par Eichengreen et Hausmann (1999). Les PSM, confrontés à ce problème, y ont apporté des réponses très différenciées et, qui plus est, ont fréquemment modifié leurs choix. L'Egypte a rattaché sa monnaie au dollar en 1991, mais elle a abandonné cette politique en 2000 pour basculer en 2003 vers un régime de change flottant. La Jordanie, après avoir adopté un régime de fixité par rapport à un panier s'est ancrée « de facto » sur le dollar en 1995. Le Liban a fait le même choix en 1997 alors que jusque-là il avait opté

---

<sup>1</sup> Voir différentes contributions du présent rapport.

pour les parités glissantes. L'Algérie, en flottement pur « de jure », pratique en réalité le flottement géré. La Tunisie est passée à la fin des années 90 des parités glissantes au flottement géré, la Libye a ancré sa monnaie à un panier, tout comme le Maroc.

Cette hétérogénéité traduit au fond la caractéristique commune des PSM : un faible degré d'intégration intra-régionale ; la difficulté de concilier une double dépendance : face au dollar, monnaie dominante dans laquelle sont exprimées les dettes extérieures, et face à l'euro, monnaie du principal partenaire commercial.

L'objet de cette contribution est de mesurer le degré d'intégration monétaire des PSM à travers l'analyse des corrélations entre les cycles des affaires entre les différents pays.

## **2. Propriété des cycles des affaires**

### **2.1 La notion du cycle des affaires**

La notion de cycles des affaires peut paraître a priori simple. Mais dans la réalité cette notion est trompeuse, car elle laisse entendre une régularité dans l'apparition des phases de hausse et de baisse, alors qu'en réalité la longueur des cycles varie dans le temps. Il s'agit de fluctuations caractérisées par des expansions et de contractions de l'activité agissant de façon simultanée sur l'ensemble de l'économie.

On peut globalement distinguer trois concepts de cycle des affaires<sup>2</sup>. Le *cycle classique* considère l'évolution du niveau de produit. Les contractions se caractérisent par un taux de croissance négatif. Cette définition n'est pas très appropriée pour les pays développés qui ne connaissent que rarement une baisse de leurs activités. Le *cycle de croissance* (ou *cycle de différentiel*), les périodes de contraction correspondent au cas où le taux de croissance constaté est inférieur au taux de croissance potentiel (ie la composante cyclique du produit est négative). Le *cycle du taux de croissance* correspond aux changements de rythme de croissance (dérivée seconde du produit).

Nous avons adopté dans le cadre de ce travail la deuxième définition qui implique l'extraction de la composante cyclique. L'approche proposée, pour justifier la pertinence d'une intégration commerciale et monétaire au sud de la méditerranée s'inspire des travaux de Beine et Coulombe (2002) et repose sur l'analyse des corrélations entre les cycles des affaires des différents pays.

---

<sup>2</sup> Kaiser M. (2005).

En ce qui concerne l'agrégat utilisé, on utilise en général la PIB (ou le PIB/tête) ou la production industrielle. Nous avons opté pour le PIB réels au lieu de la production industrielle à cause de la disponibilité des données. Les données utilisées sont les PIB réels (en Dollars base 1995) de 8 pays et couvrent la période de 1960-2004<sup>3</sup>.

## 2.2 Le filtre de Hodrick-Prescott

Nous avons donc opté dans le cadre de ce travail pour la méthode du filtre de Hodrick-Prescott (1997) qui distingue les composantes tendancielle et cyclique, en imposant une contrainte sur la somme des déviations par rapport à la tendance (voir Encadré 1). Il a l'avantage de conserver les données de fin de séries contrairement à d'autres méthodes telle que celle de Baxter et King (1999) qui elle tronque les séries. Mais il a l'inconvénient de ne pas supprimer l'intégralité du « bruit » qui entoure les tendances.

### Encadré 1

Le filtre de Hodrick-Prescott décompose additivement une série  $y_t$  en une composante tendancielle (ou structurelle)  $y_t^s$  et une composante cyclique (ou conjoncturelle)  $y_t^c$  :

$$y_t = y_t^s + y_t^c$$

L'utilisation de ce filtre implique la minimisation de la variance de la composante cyclique  $y_t^c$  en plus d'une pénalisation de la variation de la différence seconde de la composante tendancielle  $y_t^s$ , soit :

$$y_t^s = \min \sum_{t=1}^T \left[ (y_t - y_t^s)^2 + \lambda \left\{ (y_{t+1}^s - y_t^s) - (y_t^s - y_{t-1}^s) \right\}^2 \right]$$

$$y_t^c = \min \sum_{t=1}^T \left[ (y_t^c)^2 + \lambda (\Delta y_{t+1}^s - \Delta y_t^s)^2 \right]$$

Il importe de choisir la valeur du paramètre de lissage  $\lambda$ . Cette valeur doit être choisie en fonction de propriétés statistiques et économiques que l'on veut voir satisfaites par la tendance et le cycle ainsi obtenus.

Sur un plan statistique, choisir la valeur de  $\lambda$  revient à sélectionner la part des fluctuations qui relèvent du court terme et celle des mouvements qui affectent le long terme. En pratique, un  $\lambda$  trop faible affecte à tort une partie des cycles de périodicité courte à la tendance conduisant cette dernière à être trop volatile. A l'opposé, un  $\lambda$  trop élevé conduit à surestimer la composante cyclique. Choisir la valeur du paramètre  $\lambda$  revient donc à déterminer la longueur moyenne des cycles d'activité.

En général, comme proposé par Hodrick et Prescott, une valeur de  $\lambda=100$  est affectée aux données annuelles alors que la valeur  $\lambda=1600$  est associée aux données trimestrielles.

Nous avons opté, suivant en cela Hodrick et Prescott, une valeur de  $\lambda=100$  étant donné que les séries utilisées sont annuelles. Les résultats sont donnés dans le tableau 1.

<sup>3</sup> Voir Annexe 1.

## CYCLE D'ACTIVITE ET FILTRE D'HODRICK-PRESCOTT

Tableau 1: Corrélations entre les cycles conjoncturels des différents pays (H-P,  $\lambda = 100$ )

|            | <b>DZA</b> | <b>EGY</b> | <b>JOR</b> | <b>LBN</b> | <b>MAR</b> | <b>SYR</b> | <b>TUN</b> | <b>TUR</b> |
|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| <b>DZA</b> | 1,00       |            |            |            |            |            |            |            |
| <b>EGY</b> | 0,37       | 1,00       |            |            |            |            |            |            |
| <b>JOR</b> | 0,06       | 0,21       | 1,00       |            |            |            |            |            |
| <b>LBN</b> | 0,03       | -0,22      | 0,39       | 1,00       |            |            |            |            |
| <b>MAR</b> | 0,20       | 0,02       | -0,32      | -0,29      | 1,00       |            |            |            |
| <b>SYR</b> | -0,25      | -0,24      | 0,40       | -0,04      | -0,18      | 1,00       |            |            |
| <b>TUN</b> | 0,30       | 0,23       | 0,20       | 0,22       | -0,09      | 0,25       | 1,00       |            |
| <b>TUR</b> | 0,16       | -0,21      | -0,06      | 0,03       | 0,06       | 0,06       | 0,05       | 1,00       |

La matrice des corrélations révèle la faiblesse de liaison entre les cycles des affaires des différents pays. En effet, d'une part, la plus grande valeur de corrélation ne dépasse pas 40% (40% entre la Jordanie et la Syrie) et d'autre part 35.7% (10 sur 28 cases) des corrélations sont de surcroît négatives. Ces résultats montrent que les corrélations croisées des cycles des affaires sont très faibles et que les PSM ont des cycles très différents et par conséquent, ils ne remplissent pas les critères de la théorie de ZMO. Autrement dit, ces pays n'ont pas intérêt à se regrouper en zone monétaire.

Malgré les corrélations faibles, nous avons voulu savoir si au moins les cycles d'activité évoluent dans le même sens pour des pays appartenant à une même zone géographique spécifique ou espérant s'inscrire dans une région économique unifiée (UMA).

Nous avons donné un score à chaque pays selon le nombre des signes positifs des corrélations de son cycle des affaires avec celui des autres. Il en découle que les cycles conjoncturels dont les corrélations, quoique faibles, vont dans le même sens sont essentiellement ceux de l'Algérie, la Tunisie, la Jordanie et la Turquie. Celui du Maroc est négativement corrélé avec celui de son voisin la Tunisie ainsi qu'avec celui des pays du Moyen-Orient (sauf la Turquie). Le cycle de l'Egypte évolue inversement à celui des pays du Moyen-Orient (sauf la Jordanie) et dans le même sens que celui des pays du Maghreb.

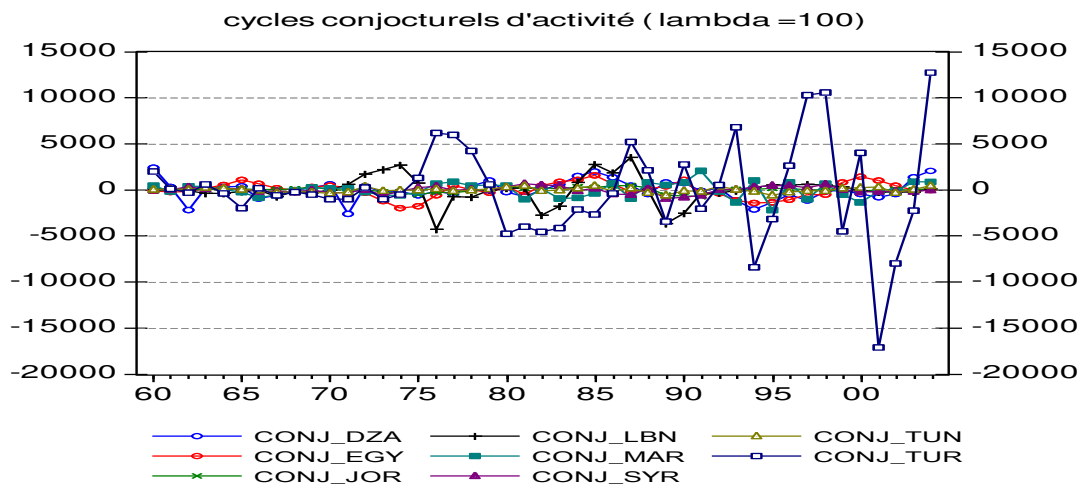
### Scores des différents pays selon le nombre de corrélations positives

| MAR  | DZA  | TUN  | EGY  | JOR  | SYR  | LBN  | TUR  |
|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 0,43 | 0,86 | 0,86 | 0,57 | 0,71 | 0,43 | 0,57 | 0,71 |

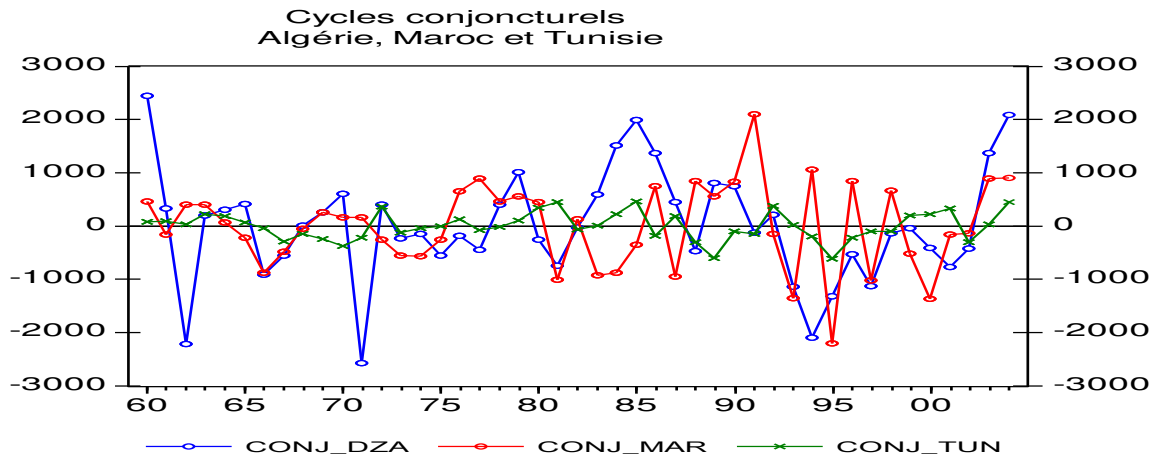
### MATRICE DES SIGNES DES CORRELATIONS ENTRE CYCLES D'ACTIVITE SELON LES ZONES GEOGRAPHIQUES

|     | MAR | DZA | TUN | EGY | JOR | SYR | LBN |
|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| MAR |     |     |     |     |     |     |     |
| DZA | +   |     |     |     |     |     |     |
| TUN | -   | +   |     |     |     |     |     |
| EGY | +   | +   | +   |     |     |     |     |
| JOR | -   | +   | +   | +   |     |     |     |
| SYR | -   | -   | +   | -   |     | +   |     |
| LBN | -   | +   | +   | -   |     | +   | -   |
| TUR | +   | +   | +   | -   |     | -   | +   |

Le graphique confrontant les cycles conjoncturels de ces pays montre la singularité du cycle turque, qui montre une volatilité apparente par rapport aux autres cycles.



En éliminant le cycle turque du graphique et en séparant les pays selon les régions (Maghreb et Moyen-Orient), on peut apercevoir l'hétérogénéité qui caractérise ces différents pays sauf peut être dans le cas de la Syrie et de la Jordanie où on ressent un certain rapprochement, quoique d'une ampleur faible.

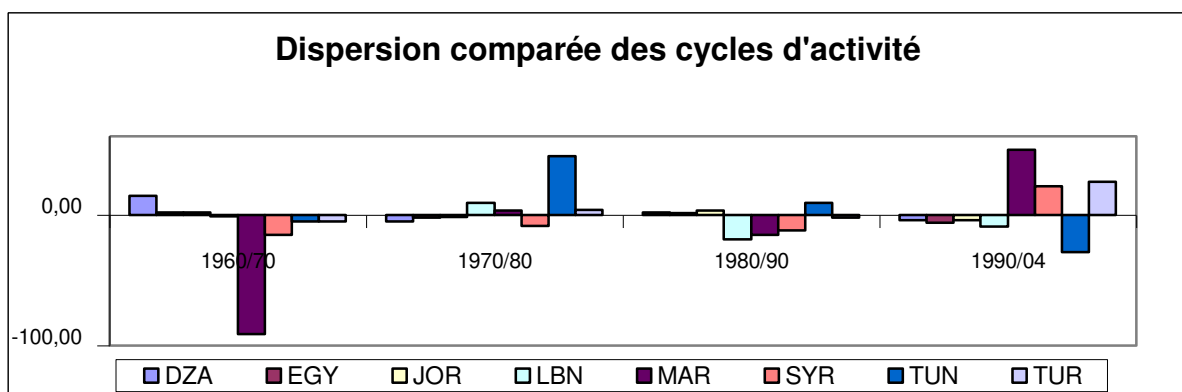


Nous avons également procédé au calcul des coefficients de variation comme mesure de dispersion de la composante conjoncturelle et ce pour les différentes décennies :

**Dispersion des cycles d'activité mesurée par les coefficients de variation**

|                | DZA   | EGY   | JOR   | LBN    | MAR    | SYR    | TUN    | TUR   |
|----------------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|-------|
| <b>1960/70</b> | 14,27 | 1,59  | 1,75  | -1,35  | -91,25 | -15,26 | -5,04  | -5,07 |
| <b>1970/80</b> | -5,11 | -2,17 | -1,75 | 9,12   | 3,21   | -8,28  | 44,83  | 3,55  |
| <b>1980/90</b> | 1,60  | 1,15  | 3,02  | -19,00 | -15,26 | -11,82 | 9,16   | -2,35 |
| <b>1990/04</b> | -4,29 | -6,29 | -4,15 | -9,10  | 49,90  | 21,98  | -28,62 | 25,23 |

Il en ressort, comparativement aux tendances moyennes de ces cycles, que le PIB conjoncturel marocain est le plus volatile surtout pendant les décennies 60-70 et 90-2004 suivi par celui de la Tunisie, la Turquie et la Syrie.



Toutes ces remarques sont fondées sur l'étude des cycles conjoncturels dérivés de l'application du filtre Hodrick-Prescott aux séries de PIB en tenant compte d'une valeur de lissage  $\lambda=100$ .



Cependant, le problème qui se pose est d'une part celui de la valeur de  $\lambda$  qui ne fait pas unanimité et celui de la nature du cycle pris en considération.

### 3. Choix de la valeur de $\lambda$

Comme cité plus haut, la valeur de  $\lambda$  préconisée par Hodrick et Prescott (1997) eux-mêmes est de 100 pour filtrer les données annuelles. Pourtant des études plus récentes ont opté pour des valeurs petites et différentes. Nous citons par exemple Baxter et King (1999) qui la situent entre 100 et 400 alors que Maravall, Pederson (1998) et Ravn & Uhlig (1997) utilisent des valeurs comprises entre 4 et 10.

Cette différence dans l'affectation des valeurs à  $\lambda$  provient de la diversité des définitions de la composante tendancielle comme le souligne d'ailleurs Canova (1998) ainsi que de la relation susceptible de relier cycle et tendance.

Statistiquement, toute série stationnaire peut être décomposée en une somme pondérée de séries cycliques de périodicités différentes et un filtre idéal est celui qui permet d'affecter les cycles supérieurs, à la longueur critique, à la tendance et les cycles de durée inférieure à la composante conjoncturelle.

De ce fait, le filtre H-P n'est pas un filtre idéal du moment où, selon la valeur de  $\lambda$  et de la longueur limite du cycle à étudier, n'affecte pas totalement les cycles à l'une des composantes.

Deux effets indésirables sont associés à l'utilisation de ce filtre :

1. un effet de compression qui consiste dans l'affectation de cycles courts à la tendance et partant la volatilité de la composante cyclique se trouve sous-estimée. Cet effet est de plus vraisemblable quand la valeur de  $\lambda$  est faible.
2. un effet 'leakage' qui est l'effet inverse. Des cycles longs sont attribués à tort à la composante cyclique dont la volatilité se trouve alors surestimée. Ceci apparaît souvent lorsqu'on associe des valeurs élevées à  $\lambda$ .

Kaiser et Maravall (1999) ont trouvé que pour une longueur critique du cycle d'activité de 8 ans et une valeur de  $\lambda = 8$ , environ 73% de l'amplitude du cycle de 8 ans va dans la composante cyclique et 27% est affectée à tort à la composante structurelle. En revanche, si  $\lambda = 100$ , seulement 3% de cette amplitude est affectée à tort à cette dernière composante.

Cependant, la réduction de l'effet compression par l'élévation de la valeur de  $\lambda$  n'a fait que rendre l'effet 'leakage' plus important, puisque 70% de l'amplitude d'un cycle de 16 ans est inclus dans la composante cyclique.

Pour le choix adapté de la valeur  $\lambda$ , nous devons alors et tout d'abord identifier la longueur critique du cycle à retenir et faire un arbitrage entre les effets de compression et de 'leakage'.

Acceptant une longueur critique des cycles d'activité européens comprise entre 8 et 10 ans (Bouthevillain, 1996), Baghli, Bouthevillain, De Bandt, Fraisse, Le Bihan et Rousseaux (2002), sur la base d'une fonction de réponse fréquentielle, optent pour une valeur  $\lambda = 30$  pour les années annuelles qu'ils estiment être une valeur intermédiaire entre les petites valeurs dans les études récentes et la valeur standard retenue par la Commission Européenne.

En effet, Pederson (1998), à partir d'une longueur critique donnée, propose une valeur de  $\lambda$  qui minimise une fonction de coût tenant compte des deux effets de compression et de leakage. Ce critère a pour conséquence le choix d'une valeur de  $\lambda$  très petite, en l'occurrence une valeur de 4 pour les données annuelles.

Ravn et Uhlig (2001) quant à eux suggèrent une valeur de  $\lambda = 6$  ou 8 toujours pour les données annuelles tandis que Kaiser et Maravall (1999) choisissent cette valeur de telle façon que la variance de la composante cyclique soit majoritairement déterminée par les cycles autour de la longueur critique, autrement, le spectre de la composante cyclique doit montrer un pic au niveau de cette longueur limite.

Nous avons dans ce qui suit adopté la valeur  $\lambda=30$  indiquée par Baghli, Bouthevillain, De Bandt, Fraisse, Le Bihan et Rousseaux (2002) et calculé la matrice des corrélations entre les cycles conjoncturels :

**Corrélations entre cycles d'activité ( $\lambda = 30$ )**

|         | DZA_C30 | EGY_C30 | JOR_C30 | LBN_C30 | MAR_C30 | SYR_C30 | TUN_C30 |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| DZA_C30 | 1,00    |         |         |         |         |         |         |
| EGY_C30 | 0,23    | 1,00    |         |         |         |         |         |
| JOR_C30 | -0,10   | -0,09   | 1,00    |         |         |         |         |
| LBN_C30 | 0,03    | -0,29   | 0,43    | 1,00    |         |         |         |
| MAR_C30 | 0,12    | 0,06    | -0,27   | -0,25   | 1,00    |         |         |
| SYR_C30 | -0,23   | -0,29   | 0,45    | -0,02   | -0,06   | 1,00    |         |
| TUN_C30 | 0,19    | 0,15    | 0,16    | 0,32    | -0,14   | 0,19    | 1,00    |
| TUR_C30 | 0,23    | -0,10   | 0,06    | 0,04    | 0,00    | 0,08    | 0,11    |

On constate que par cette méthode nous aboutissons à une très légère modification qui n'a pas d'impact sur le jugement déjà porté :

- le nombre de corrélations négatives est maintenant de 39.28% au lieu de 36% déjà affichée.
- Les cycles des trois pays voisins du Moyen-Orient sont presque moyennement corrélés.

### 3. Nature du cycle conjoncturel

On rencontre dans la littérature économique plusieurs types de cycles. Des cycles de courte fréquence entre 3 et 5 ans (cycle Kitchin), des cycles long entre 8 et 10 ans (cycle Juglar) et d'autres cycles très longs 48-50 ans (cycle Kondratieff).

Il s'agit alors, comme déjà noté, d'identifier la nature du cycle à introduire dans l'étude.

D'une part, comme le font remarquer Kaiser et Maravall (2001), le choix de cette longueur dépend de l'objectif du chercheur : « for example, a business cycle analyst in policy making may be interested in using a 8-10 year cycle ; an economic historian, looking at several centuries, may be interested in spreading activity over longer periods ».

D'une autre part, Bentoglio, Fayolle et Lemoine (2001) étudiant le cycle conjoncturel de la zone européenne, trouve en fait que ce cycle est composé de deux cycles de périodes distinctes. Un cycle conjoncturel long d'une durée moyenne de 10 ans lié aux mouvements de l'investissement et un autre cycle court de durée de 3 ans relié aux variations des stocks.

Bentoglio, Fayolle et Lemoine (2002) ont utilisé un modèle à composante inobservée pour extraire les cycles et les résultats trouvés convergent avec ceux issus de l'application des filtres de Hodrick-Prescott et de Baxter-King. Ces auteurs préconisent l'utilisation de ces filtres vu leur simplicité d'utilisation pour extraire les deux cycles court et long.

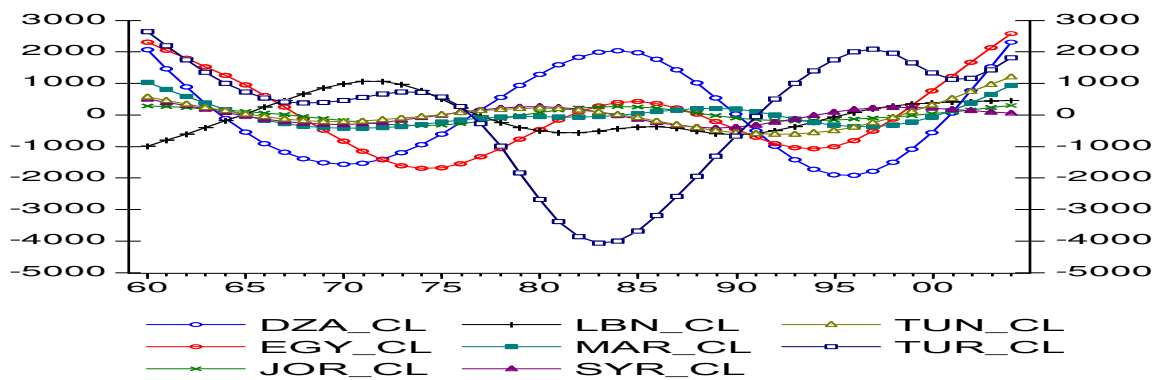
Le filtre H-P étant considéré comme un filtre pass-bas, deux étapes sont nécessaires pour arriver à cette fin :

1. appliquer le filtre H-P à la série initiale en posant  $\lambda=100$  pour extraire le cycle court  $y^{cc} = y - y^{s1}$  où  $y^{s1}$  est la composante tendancielle issu du filtre.
2. on applique une deuxième fois le filtre H-P à la série  $y^{s1}$  (ne contenant théoriquement plus que les fluctuations longues) pour en extraire le cycle long  $y^{cl}$ .

La somme  $y^{cc} + y^{cl} = y^{cg}$  nous donne le cycle global généralement étudié dans la littérature économique.

Nous avons, en utilisant la méthode à deux étapes su mentionnée, déterminé les cycles courts et les cycles longs des pays de l'échantillon.

### Cycles longs des pays de l'échantillon



L'inspection graphique montre la particularité des cycles longs de l'Algérie, de l'Égypte et de la Turquie.

En plus de la matrice des corrélations entre cycles longs, nous avons également calculé les parts des variances des cycles courts et longs dans le cycle global pour connaître la nature du cycle dominant.

#### Matrice de corrélation entre les cycles long d'activité

|     | DZA   | EGY   | JOR   | LBN   | MAR  | SYR  | TUN  | TUR  |
|-----|-------|-------|-------|-------|------|------|------|------|
| DZA | 1,00  |       |       |       |      |      |      |      |
| EGY | 0,57  | 1,00  |       |       |      |      |      |      |
| JOR | 0,79  | 0,88  | 1,00  |       |      |      |      |      |
| LBN | -0,58 | -0,28 | -0,50 | 1,00  |      |      |      |      |
| MAR | 0,72  | 0,81  | 0,71  | -0,52 | 1,00 |      |      |      |
| SYR | 0,28  | 0,38  | 0,36  | -0,25 | 0,34 | 1,00 |      |      |
| TUN | 0,55  | 0,69  | 0,57  | 0,09  | 0,61 | 0,63 | 1,00 |      |
| TUR | -0,56 | 0,16  | -0,28 | 0,38  | 0,11 | 0,24 | 0,16 | 1,00 |

Contrairement aux corrélations des cycles courts, nous constatons de fortes corrélations entre les cycles longs de ces pays sauf peut être les mauvais scores enregistrés par la Syrie et la Turquie :

#### scores représentant le pourcentage des corrélations $\geq 0,5$

##### Cycles longs des pays de l'échantillon

| dza  | egy  | jor  | lbn  | mar  | syr  | tun  | tur  |
|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 0,86 | 0,57 | 0,71 | 0,43 | 0,71 | 0,14 | 0,71 | 0,14 |

Cependant, ces résultats ne doivent pas nous faire oublier une question importante : lequel des cycles court ou long gouverne la conjoncture économique dans ces pays.

Pour répondre à cette question, nous avons calculé les parts des variations de ces cycles dans la variance du cycle global. Il s'ensuit que les économies du Liban, du Maroc et de la Turquie sont principalement dominées par les cycles longs liés aux mouvements de l'investissement alors que celles de la Tunisie et l'Égypte sont gouvernées par le cycle conjoncturel lié aux variations des stocks.

| <i>Parts des variances du cycle court et du cycle long dans la variance du cycle global (en %)</i> |       |       |       |       |       |       |       |       |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|  | DZA   | EGY   | JOR   | LBN   | MAR   | SYR   | TUN   | TUR   |
| $\sigma_{cc}^2 / \sigma_{cg}^2$  | 24,20 | 23,14 | 44,97 | 75,10 | 68,13 | 44,31 | 20,66 | 77,54 |
| $\sigma_{cl}^2 / \sigma_{cg}^2$  | 39,77 | 46,18 | 23,35 | 11,06 | 13,64 | 20,10 | 51,57 | 10,63 |

Tenant maintenant compte du cycle global, les seules corrélations significatives semblent être enregistrées entre d'une part l'Algérie, la Tunisie et l'Égypte et d'autre part entre l'Égypte et la Jordanie.

| <b>Corrélation entre cycles globaux des différents pays</b> |        |        |        |        |        |        |        |
|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|   | CG_DZA | CG_EGY | CG_JOR | CG_LBN | CG_MAR | CG_SYR | CG_TUN |
| CG_DZA  | 1,00   |        |        |        |        |        |        |
| CG_EGY  | 0,58   | 1,00   |        |        |        |        |        |
| CG_JOR  | 0,47   | 0,62   | 1,00   |        |        |        |        |
| CG_LBN  | -0,18  | -0,20  | 0,13   | 1,00   |        |        |        |
| CG_MAR  | 0,41   | 0,28   | -0,05  | -0,35  | 1,00   |        |        |
| CG_SYR  | -0,01  | 0,03   | 0,32   | -0,12  | -0,11  | 1,00   |        |
| CG_TUN  | 0,55   | 0,56   | 0,40   | 0,06   | 0,22   | 0,42   | 1,00   |
| CG_TUR  | -0,14  | -0,17  | -0,21  | 0,08   | 0,08   | 0,08   | 0,01   |

## 4. Conclusion

L'intégration Sud-Sud des PSM semble marquer le pas, malgré la multiplication des accords d'association. Les échanges commerciaux sont faibles et les IDE sont ridiculement bas eu égard aux potentialités de la région es échanges. L'objet de cet article était d'analyser l'intégration monétaire à travers les corrélations des cycles des affaires entre les différents pays. Différentes méthodes d'estimation ont été utilisées sur des données des PIB réels (en Dollars base 1995) de 8 pays et couvrent la période de 1960-2004. Les résultats montrent que i) les corrélations croisées des cycles des affaires sont très faibles, ii) les PSM ont des cycles très différents et par conséquent, ils ne remplissent pas les critères de la théorie de

ZMO. Pour affiner ces résultats, nous avons distingué deux groupes de pays ; les pays de l'UMA et ceux du Moyen-Orient. Les corrélations demeurent faibles malgré ce regroupement.

Cependant, la matrice de corrélation des cycles longs donne des résultats intéressants dans la mesure où dans la plupart des cas, les cycles longs sont bien corrélés sauf dans le cas de la Syrie et de la Turquie.

En conclusion, on peut s'apercevoir de la difficulté de mettre en œuvre une union monétaire entre les PSM, du moins en l'état actuel des choses. Cependant, D'autres études dans le cadre de ce rapport<sup>4</sup> ont montré que la mise en place d'unions entre les pays arabes demeure viable et qu'il est indispensable de mettre en œuvre les réformes nécessaires pour faciliter cette intégration Sud-Sud.

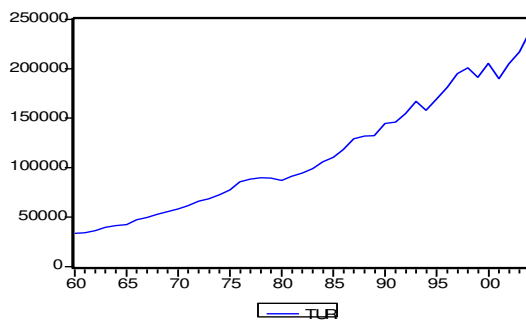
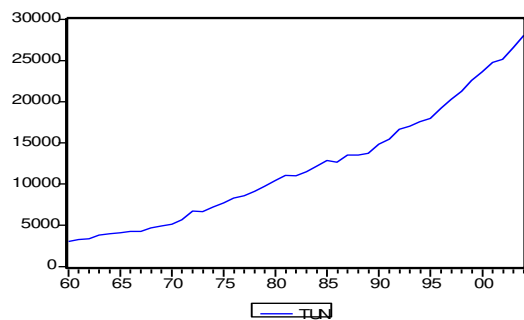
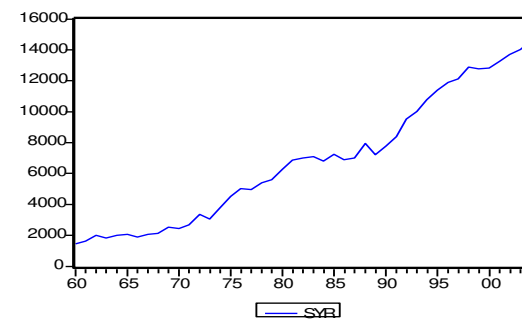
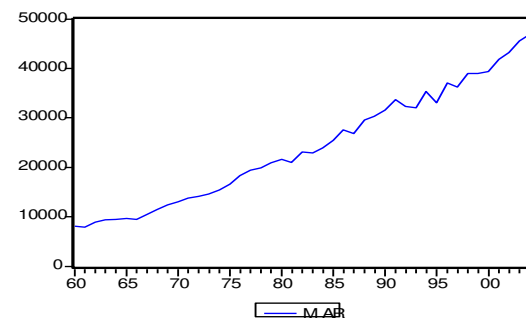
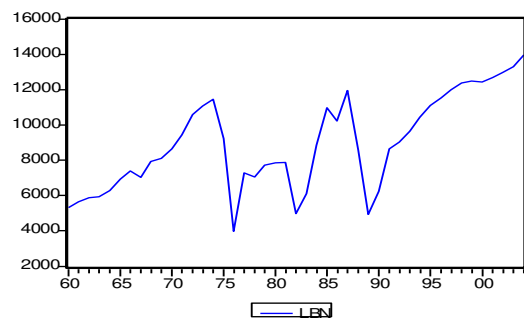
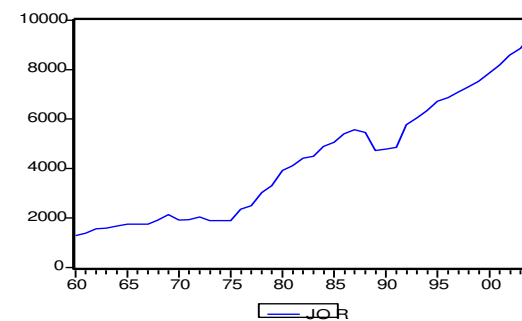
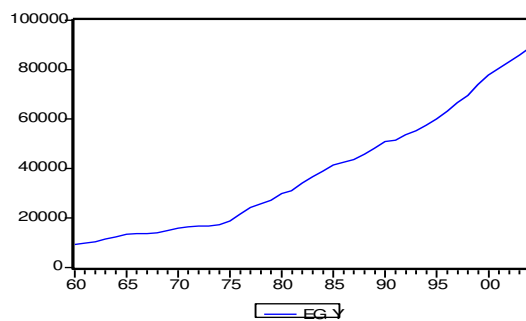
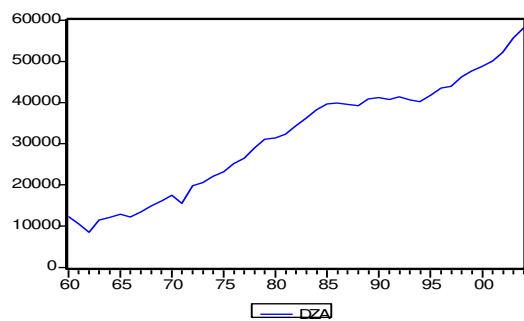
---

<sup>4</sup> Voir les autres articles de la présente étude.

## Références bibliographiques

- Artis M., Marcelliono M., Proietti T. (2004), “Dating the Euro Area Business Cycle”, in “The Euro Area Business Cycle: Stylized Facts and Measurement Issues”, CEPR.
- Baghli M., Bouthevillain C., De Bandt O., Fraisse H., Le Bihan H. et Rousseaux P. (2002) « PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France », Banque de France, Juillet 2002, NER 89.
- Baxter M. et King R.G. (1999), « Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series », *Review of Economics and Statistics*, vol. 8, n° 4, pp. 575-593.
- Bentoglio G., Fayolle J. et Lemoine M (2002) « La croissance européenne perturbée par un cycle de courte période », *Economie ET Statistique* N° 359-360.
- Bentoglio G., Fayolle J. et Lemoine M. (2001), « Unité et pluralité du cycle européen », *Revue de l’OFCE*, n° 78, pp. 9-73.
- Bouthevillain C. (1996). « Les cycles des grands pays industrialisés. Des croissances plus proches mais des zones déphasées », *Économie et Statistique* 298 (8): pp. 71-91.
- Canova F. (1998). « Detrending and Business Cycles Facts », *Journal of Monetary Economics*, Volume 41, No. 3, Juin.
- Hodrick R.J. and Prescott E.C. (1997), « Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29-1, pp. 1-16.
- Hodrick, R. J. and E. Prescott. (1980). “Post-war U. S. Business-Cycles: An Empirical Investigation.” Working Paper. Carnegie-Mellon University.
- Kaiser M. (2005), “Zone euro: la convergence inachevée”. *Conjoncture*, BNP PARIBAS, septembre 2005 – n° 7.
- Kaiser R., Maravall A. (1999): « Estimation of the Business Cycle: A Modified Hodrick-Prescott Filter », *Banco de Espana - Servicio de Estudios*, Documento de Trabajo No. 9912.
- Kaiser R., Maravall A. (2001). « Measuring Business Cycles in Economic Time Series », Springer-Verlag .
- Oulmane N. et Ripoll-Bresson L. (2003), « Intégration commerciale et monétaire au Sud de la Méditerranée : une utopie ? » WP, mimeo.
- Pedersen T. M. (1999): « Spectral Analysis, Business Cycles, and Filtering of Economic Time Series : A Survey », *University of Copenhagen, Institute of Economics*, Working Paper.
- Pedersen, T.M. (1998). “The Hodrick-Prescott Filter, The Slutsky Effect, and the Distortionary Effect of Filters.”, *University of Copenhagen, Institute of Economics Discussion Paper* No. 98/09.
- Ravn, Uhlig (1997). “On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations”, mimeo, *University of South Hampton, Center of Economic Policy Research London*, and *Center Tilburg University*.

## Evolution des PIB réels



Source : base CHELEM



### Cycles conjoncturels longs des pays de l'échantillon

